

## *Inversión extranjera directa y crecimiento económico en México, 1940-2011*

JOSÉ ROMERO\*

### **INTRODUCCIÓN**

En los últimos años, los flujos de inversión extranjera directa (IED) han aumentado más que la producción mundial o el comercio mundial (Waldkirch, 2008). Para muchos países en desarrollo la IED se ha convertido en una importante, si no es que en la más importante, fuente de financiamiento externa (UNCTAD, 2006). Estos incrementos se explican en gran parte por un cambio en las políticas de los países en desarrollo, los cuales han transitado desde estrategias de crecimiento independientes hacia el liberalismo económico, que promueve el comercio y la IED. En el nuevo marco del liberalismo económico la IED es considerada benéfica no sólo porque aporta capital y genera empleo, sino porque presumiblemente impulsa el crecimiento económico al facilitar acceso a tecnologías avanzadas y derramas tecnológicas (Borensztein, De Gregorio y Lee, 1998; De Mello, 1999).

Consecuentemente, en las últimas décadas a la IED se le ha otorgado un creciente papel como determinante de los procesos nacionales e internacio-

---

Manuscrito recibido en septiembre de 2011; aceptado en septiembre de 2012.

\* El Colegio de México, A.C., <jromerot@prodigy.net.mx>. El autor agradece a Gilberto Lepe y a dos dictaminadores anónimos, quienes ayudaron a mejorar este trabajo.

nales de desarrollo económico. Este papel no sólo se debe a la expansión sin precedentes del volumen de las corrientes internacionales de capitales, sino también porque se considera que la IED tiene efectos directos e indirectos en los procesos de desarrollo económico que afectan la eficiencia y los niveles de productividad de la economía receptora. El número de estudios empíricos sobre derramas tecnológicas de la IED ha crecido rápidamente, los cuales han intentado identificar y cuantificar tales externalidades. Los resultados de los primeros estudios sugerían que la IED generaba efectos externos positivos en las economías receptoras. Sin embargo, estudios recientes desafían estos hallazgos. Los estudios recientes no sólo sugieren que los efectos secundarios positivos son menos frecuentes que lo que se pensaba, sino que la presencia de IED puede llevar a importantes externalidades negativas; también sugieren que factores estructurales pueden neutralizar o acelerar el desarrollo de estas externalidades.

A pesar del gran crecimiento de los flujos de IED a nivel mundial, estos se han dirigido mayoritariamente a tres países: China, Brasil y México. En México, desde los años 80, nuestros gobernantes han intentado activamente atraer IED; primero relajando las restricciones a la IED y luego, en 1993, con cambios en la reglamentación de la ley de inversión extranjera. Después de esto buscaron un tratado de libre comercio con los Estados Unidos que eventualmente desembocó en el Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN), cuyo objetivo principal era atraer IED.<sup>1</sup> El TLCAN dio confianza a los inversionistas del compromiso del gobierno de México en mantener y profundizar las reformas económicas emprendidas en 1983, lo cual propició entradas importantes de IED. Con el TLCAN se facilitó el desarrollo de una red de producción integrada verticalmente en América del Norte, que se conoce como fragmentación de los procesos productivos, (véanse Deardoff, 2001; Puyana y Romero, 2005). Esto tuvo importantes cambios en la composición de la IED, que pasó de estar orientada hacia el mercado interno para pasar a

---

<sup>1</sup> Para cuando se negoció el TLCAN los aranceles mexicanos ya se habían reducido sustancialmente en forma unilateral con la entrada de México al Acuerdo General sobre Comercio y Aranceles (GATT por sus siglas en inglés) en 1986.

aprovechar las ventajas comparativas de México. El aumento y la naturaleza cambiante de la IED en México plantean preguntas acerca de sus efectos sobre aspectos económicos importantes tales como la productividad y el crecimiento económico.

En este trabajo se analiza el impacto de la inversión extranjera directa sobre la productividad para el periodo 1940-2011. Se plantea una función de producción que relaciona el producto agregado con el trabajo, y capital de tres tipos: privado nacional, extranjero y público. Se realizan pruebas de estacionariedad a las variables y se obtiene que todas son  $I(1)$ , lo que permite hacer un análisis de cointegración, encontrándose más de un vector de cointegración. De la función de producción en niveles se obtiene una relación en términos de tasas de crecimiento y dado que las variables en niveles están cointegradas se agrega un término de corrección de errores. Antes de intentar estimar la ecuación de la tasa de crecimiento de la productividad para el periodo 1940-2011 se realiza una prueba de cambio estructural, la cual indica la imposibilidad de realizar una estimación para todo el periodo, dado que se registra un cambio estructural en 1979. Con estos resultados se estiman dos modelos de corrección de errores, uno para el periodo 1940-1979 y otro para 1984-2011. En ambas estimaciones se encuentra un efecto positivo del capital extranjero (acumulación de IED), capital privado nacional (inversión privada nacional acumulada) y capital público (inversión pública acumulada) sobre la productividad. En el primer periodo el crecimiento está liderado por el capital público, pero también se encuentra un importante impacto del capital extranjero llegando a ser este impacto mayor que el del capital privado nacional, lo que indica una clara presencia de externalidades, mismas que se consideran que fueron facilitadas por factores estructurales tales como: requisitos de contenido nacional, obligación de asociarse con inversionistas nacionales hasta por un máximo de 49%, compromisos de exportación, etcétera. En el segundo periodo el crecimiento es liderado por el capital privado nacional; se registra un efecto positivo pero muy reducido del capital extranjero. Esta situación podría deberse al cambio estructural, esto es, a un régimen que permite que la propiedad de la empresa sea totalmente extranjera y que no haya capital nacional en la compañía que pudiera

facilitar la difusión de conocimientos. También porque en el nuevo modelo de desarrollo no se exige a la IED contenido nacional, lo que desestimula los posibles encadenamientos.

El trabajo se estructura como sigue. En la segunda sección se presenta la evolución y relación de la productividad e ingreso por habitante, así como la evolución del capital privado nacional, extranjero y público por trabajador, durante el periodo 1940-2011. La sección tercera discute la validez de las esperanzas que tenían nuestros gobernantes acerca de los efectos benéficos de la liberación comercial y la atracción de la IED en el crecimiento económico de México. Se presentan los argumentos que se esgrimían y se discuten las bases teóricas y empíricas de esos argumentos, a la vez que se hace una revisión de los principales trabajos relacionados con crecimiento, apertura comercial e IED. En la cuarta sección se propone una relación formal entre productividad del trabajo e IED. En la sección quinta se plantea el modelo empírico. En la sexta sección se registra empíricamente el cambio estructural ocurrido alrededor de 1979 y se plantea hacer dos estimaciones. En la sección séptima se estima el modelo de corrección de errores para los periodos 1940-1979 y 1984-2011. En la octava sección se interpretan los resultados y finalmente la novena sección concluye.

## **PRODUCTIVIDAD Y PIB POR HABITANTE**

### **¿Productividad total de los factores (PTF) o productividad del trabajo?**

Estas dos formas de medir la productividad son las que se usan con mayor frecuencia por académicos y hacedores de política. ¿Qué tipo de medida es “mejor”? La respuesta a esta pregunta es un tema de intenso debate en círculos académicos y de política. Sargent y Rodríguez (2001) señalan:

[...] que ambas medidas tienen su lugar y que ninguna de ellas cuenta la historia completa. La PTF es más útil en el largo plazo siempre y cuando uno esté seguro de cuál es el proceso de crecimiento que está ocurriendo y que el modelo que se utilizó para hacer los cálculos represente adecuadamente ese proceso de crecimiento, y que

además, uno está seguro de la calidad de los datos de los acervos de capital. También es necesario suponer la existencia de una función de producción neoclásica.<sup>2</sup>

La productividad del trabajo es más confiable en el corto plazo, cuando existen dudas de cuál es el proceso de crecimiento que está ocurriendo o cuando los datos sobre el stock de capital no son confiables.

La PTF se define como la parte del crecimiento de la producción que no se explica por el crecimiento en la cantidad de insumos utilizados. Como tal, su nivel está determinado por la intensidad y eficiencia en que los factores son utilizados en la producción. Partiendo de una función de producción Cobb-Douglas (la PTF es simplemente el residual):

$$PTF = g_Y - [\alpha g_K + (1 - \alpha) g_L] \quad [1]$$

Ecuación en la cual  $g_Y$  es la tasa de crecimiento del producto agregado;  $g_K$  la tasa de crecimiento del capital global;  $g_L$  la tasa de crecimiento del total de la mano de obra, y  $\alpha$  es la participación del capital en el producto (véase Comin, 2006).

La productividad del trabajo se mide simplemente como el cambio porcentual en el producto por hombre ocupado. Sea  $y = PIB/L$ ; donde  $PIB$  es el producto interno bruto y  $L$  el empleo total. El cambio en la productividad del trabajo es simplemente:  $\Delta y/y$ .

En la gráfica 1 se presentan las cifras para la economía mexicana de las dos medidas de productividad para el periodo 1960-2011. En el panel A aparece la PTF<sup>3</sup> y en el panel B el cambio en la productividad del trabajo. Un hecho sorprendente es que tanto la PTF como la productividad del trabajo muestran una tendencia decreciente a pesar de la apertura comercial y de la gran entrada de inversión extranjera directa (IED).

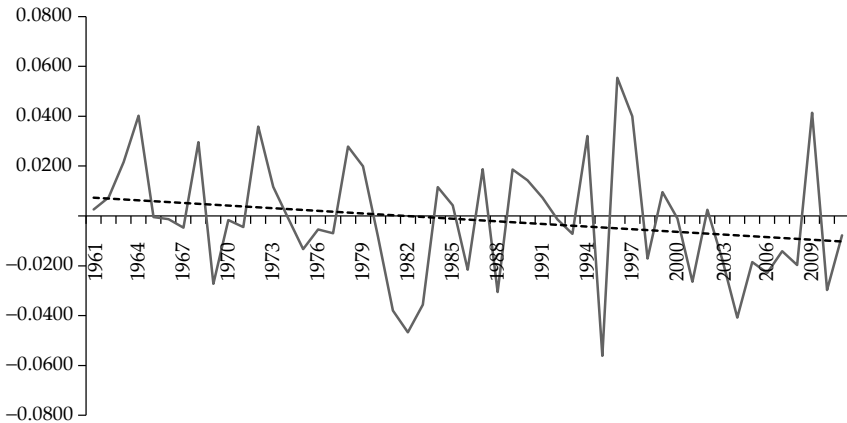
<sup>2</sup> Una función de producción con rendimientos constantes a escala y rendimientos decrecientes y continuos de los factores en lo individual.

<sup>3</sup> Para el cálculo de la PTF para el conjunto de la economía mexicana se utilizó la ecuación 1 y datos de capital, los cuales fueron calculados mediante el método de inventarios perpetuos a partir de información sobre formación bruta de capital fijo. El método de inventarios perpetuos se describe en el apéndice.

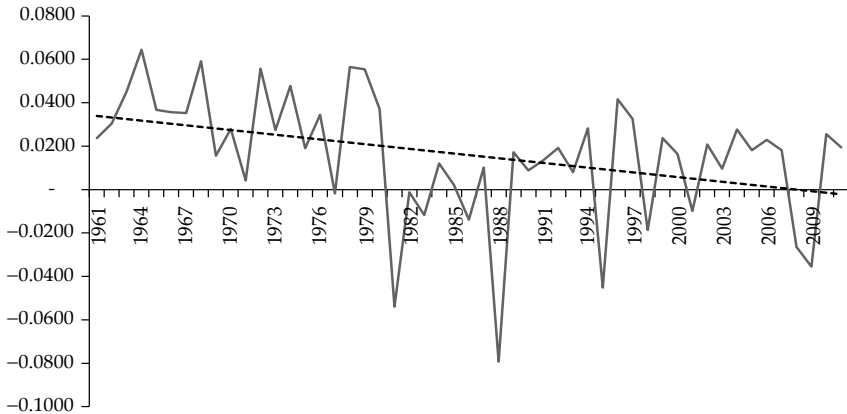
### GRÁFICA 1

#### PTF y crecimiento de la productividad del trabajo, 1960-2011

##### A. Productividad total de los factores



##### B. Tasa de crecimiento de la productividad del trabajo



Fuente: Sistema de Cuentas Nacionales y cálculos propios.

Regresando a nuestra pregunta inicial. ¿Qué medida de productividad es mejor? Como ya lo mencionamos, estimaciones precisas de la PTF requieren de medidas precisas de los acervos de capital, además que el cálculo de la PTF

requiere la adopción de un modelo de crecimiento que represente de la forma más adecuada el proceso de crecimiento de la economía real. En contraste, la productividad del trabajo se obtiene directamente de los datos sin necesidad de hacer algún supuesto.

La productividad del trabajo tiene una ventaja adicional con respecto a la PTF. La productividad del trabajo muestra directamente la relación existente entre ésta y el ingreso por habitante. Este punto es relevante porque el ingreso por habitante es el mejor indicador para economistas e historiadores del nivel de vida de un país.<sup>4</sup>

El PIB por habitante ( $PIB/P$ ) puede ser descompuesto en productividad media del trabajo ( $PIB/E$ ), tasa de participación de la población en la fuerza de trabajo ( $L/P$ ) y tasa de empleo ( $E/L$ ). Donde  $P$  es la población;  $L$ , la fuerza de trabajo, y  $E$ , el empleo. Esto es:

$$\frac{PIB}{P} \equiv \left( \frac{PIB}{E} \right) \left( \frac{L}{P} \right) \left( \frac{E}{L} \right) \quad [2]$$

Esta identidad<sup>5</sup> muestra que las variaciones observadas en el PIB por habitante responden a factores relacionados con la productividad, nivel de actividad económica y factores relacionados con tendencias socioeconómicas.

Debido a la falta de seguro al desempleo en México, la gente que no obtiene empleo rápidamente se emplea en cualquier actividad incluyendo el empleo informal, por lo que la tasa de desempleo abierto en México es muy pequeña y a menudo insignificante (máximo 6%). Consecuentemente supondremos que  $E = L$ , por lo tanto  $E/L$  es igual a uno. Por consiguiente, para el caso de México la identidad [2] se convierte en:

$$\frac{PIB}{P} \equiv \left( \frac{PIB}{L} \right) \left( \frac{L}{P} \right) \quad [3]$$

<sup>4</sup> “[...] es el producto per cápita, y no el total, el que proporciona al economista y al historiador el mejor indicio (si bien imperfecto) de la producción y por ende, del estado de una economía” (Coatsworth, 1990: 25).

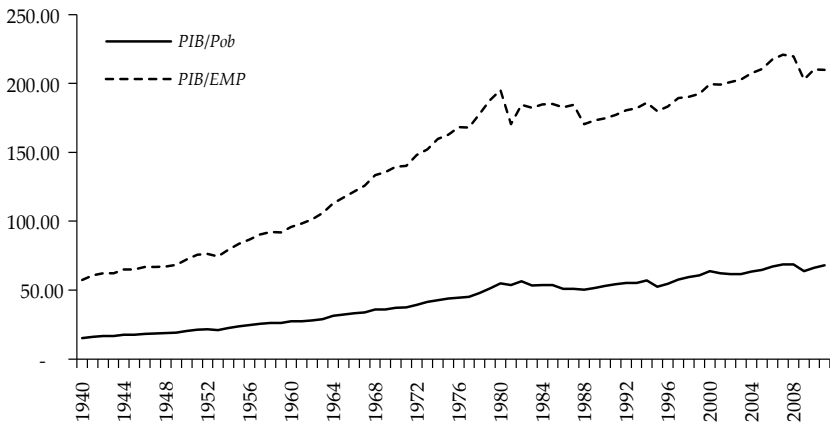
<sup>5</sup> Esta identidad es de dominio público y se deriva de lo que se conoce como “identidad fundamental”; producción = empleo por productividad del trabajo [ $PIB \equiv L(PIB/L)$ ] y existen muchas versiones, véase, por ejemplo, Oliver (2004).

Esto es, el producto por habitante depende de la productividad del trabajo y de la tasa de participación de la población en la fuerza de trabajo.<sup>6</sup> La gráfica 2 presenta el comportamiento del PIB por habitante y el producto medio por trabajador durante el periodo 1940-2011. Al dividir la gráfica en dos periodos, uno correspondiente a la estrategia de industrialización liderada por el Estado (1940-1982) y otro correspondiente al periodo del liberalismo económico (1983-2011), se identifican claramente dos tendencias en las variables. En el primer periodo, las pendientes en las tendencias de ambas variables son más pronunciadas que en el segundo periodo; en este último se observan pendientes casi planas tanto para el PIB por habitante como para el PIB por trabajador.

**GRÁFICA 2**

***PIB por habitante y PIB por trabajador, 1940-2011***

(miles de pesos de 2003)



Nota: PIB: PIB real; Pob: población; L: empleo.

Fuentes: Nacional Financiera, *La Economía Mexicana en Cifras*, 1978; Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), *Estadísticas Históricas de México*, 1999; Presidencia de la República, *Informe de Gobierno*, varios años.

<sup>6</sup>  $(L/P)$  depende, entre otras cosas, de la estructura de edades de la población, de la participación de las mujeres en la fuerza de trabajo, etcétera.



La tasa de crecimiento del PIB por habitante puede expresarse como la suma de la tasa de crecimiento de la productividad media del trabajo en la economía y la tasa de crecimiento de la participación de la población en el empleo.<sup>7</sup>

$$\left(\frac{PIB}{P}\right)^0 = \left(\frac{PIB}{L}\right)^0 + \left(\frac{L}{P}\right)^0 \quad [4]$$

en la cual el superíndice “0” indica tasas de crecimiento. En el cuadro 1 aparecen las tasas de crecimiento exponencial del  $(PIB/P)$ ,  $(PIB/L)$  y  $(L/P)$  para diferentes periodos.

**CUADRO 1**  
**Tasas de crecimiento promedio anual**  
(porcentajes)

	1940-1982	1983-2011	1983-1993	1994-2011
<i>PIB</i>	6.00	2.43	2.40	2.32
<i>Pob</i>	2.86	1.55	2.02	1.27
<i>L</i>	3.22	1.94	2.42	1.62
<i>PIB/Pob</i>	3.15	0.88	0.38	1.05
<i>PIB/L</i>	2.78	0.50	-0.02	0.70
<i>L/Pob</i>	0.36	0.38	0.40	0.35

Nota: *PIB*: PIB real; *Pob*: población; *EMP*: población económicamente activa.

Fuentes: los datos usados para calcular las tasas se obtuvieron de Nacional Financiera, *La Economía Mexicana en Cifras*, 1978; INEGI, *Estadísticas Históricas de México*, 1999; Presidencia de la República, *Informe de Gobierno*, varios años.

De este ejercicio se obtienen los siguientes resultados: de 1940 a 1982 el PIB por habitante creció a una tasa anual de 3.15%, el producto promedio por trabajador creció a una tasa de 2.78% y la tasa de participación aumentó a una tasa de 0.36%. Esto significó que el continuo incremento en el producto por habitante, durante el periodo 1940-1982, fue producido fundamentalmente por un periodo ininterrumpido de altas tasas de crecimiento de la

<sup>7</sup> La ecuación [3] se obtiene sacándole logaritmos a la identidad 2 y derivando con respecto al tiempo.

productividad del trabajo. En contraste, durante el periodo 1983-2011 el crecimiento del PIB por habitante fue de 0.88%, el crecimiento del producto por trabajador de 0.50% y el país experimentó un incremento en la participación de la población en la fuerza de trabajo a una tasa de 0.38% anual; esto significa que el modesto incremento en el producto por habitante durante el periodo 1983-2011 se debió en más de 43% al incremento en las tasas de participación de la población en la fuerza laboral. Lo mismo sucedió en el periodo de “calma” después de que las reformas estructurales se suponía habrían tenido efecto. Durante el periodo 1994-2011 el PIB por habitante creció a una tasa de 1.05%, el crecimiento de la productividad del trabajo fue de 0.70%, y la diferencia fue aportada por un aumento en las tasas de participación de la población en la fuerza laboral, 0.35% (véase el cuadro 1). A partir de estos resultados se puede concluir lo siguiente: la productividad promedio del trabajo se ha estancado a partir de las reformas, misma que ha sido complementada por un incremento en la participación de la población en el empleo, para producir un PIB por habitante que crece ligeramente por arriba de la productividad del trabajo.

Resulta, por lo tanto, esencial investigar los determinantes de la productividad del trabajo, porque de ello depende fundamentalmente el ingreso por habitante, principal indicador del nivel de vida del país. En principio, el crecimiento de la productividad del trabajo depende de la tasa de crecimiento del capital por trabajador que existe en la economía, de las externalidades que se generen en el proceso productivo y del cambio tecnológico.<sup>8</sup>

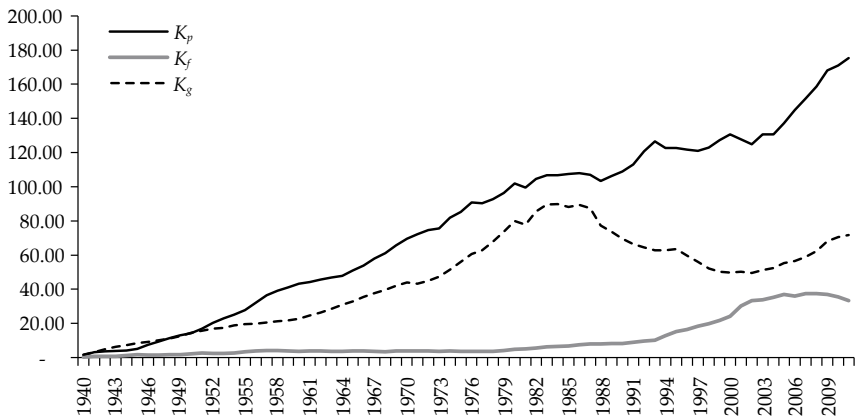
En la gráfica 3 se presenta la evolución del capital real por trabajador: privado nacional (excluye capital extranjero), público y extranjero para el periodo 1940-2011. Es claro que durante el periodo 1940-1982 el crecimiento

<sup>8</sup> Partiendo de una función de producción agregada se llega a que la tasa de crecimiento del producto por trabajador ( $y^0$ ) es la suma de la tasa de crecimiento del cambio tecnológico ( $A^0$ ) y de la tasa ponderada de crecimiento en la relación capital-trabajo ( $k^0$ ). El procedimiento es el siguiente: suponiendo una función de producción agregada Cobb-Douglas  $Y = AK^\alpha L^{1-\alpha}$ , donde  $Y$  es el PIB;  $K$ , el stock de capital;  $L$ , el trabajo, y  $A$ , la eficiencia en la producción. Dividiendo ambos lados de la función de producción por  $L$  tenemos el producto por trabajador  $Y/L = A(K/L)^\alpha \equiv y = Ak^\alpha$ , donde  $y$  es el producto por trabajador y  $k$  la relación capital por trabajador. Sacando logaritmos a esta última expresión y derivando con respecto al tiempo obtenemos  $y^0 = K^0 + \alpha k^0$ .

de la inversión privada nacional y pública fue sostenido e intenso, lo que produjo un crecimiento importante en el stock de capital. Es evidente también que para el periodo 1983-2011 se registra un descenso de la inversión pública nacional, lo que repercutió en un estancamiento del capital público durante esos años. También resulta relevante el aumento del capital privado nacional y extranjero por trabajador a partir de las reformas. Durante el periodo 1940-1982 el capital total por trabajador creció a una tasa promedio anual de 7.7%. El capital privado nacional por trabajador a una tasa de 5.0%, el capital extranjero por trabajador a una tasa de 1.9% y el capital público por trabajador a una tasa de 4.2%. En contraste, durante el periodo 1983-2011 el capital total por trabajador creció a una tasa promedio anual de 3.3%; el capital privado nacional por trabajador a una tasa de 1.8%, el capital extranjero por trabajador a una tasa de 5.9% y el capital público por trabajador a una tasa de -0.8 por ciento.

GRÁFICA 3

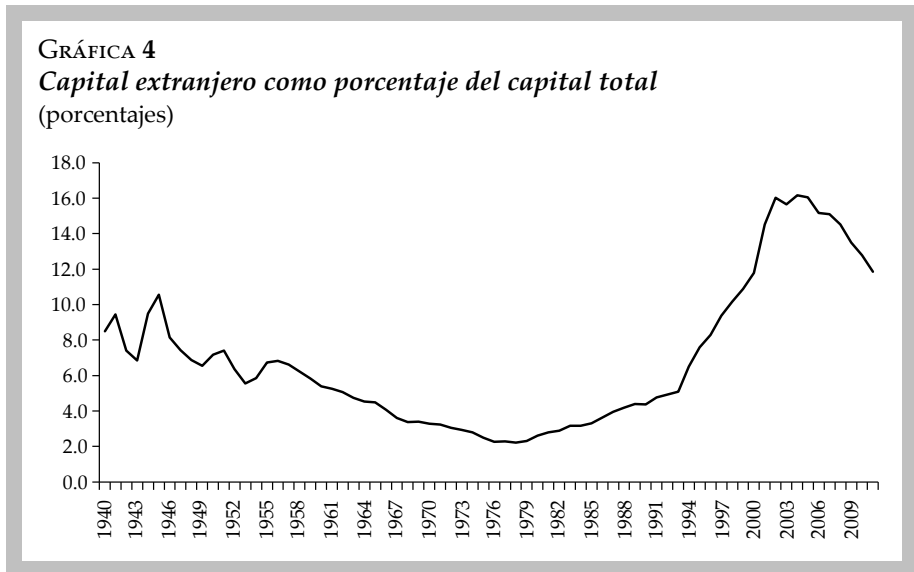
*Capital por trabajador, 1941-2011* (miles de pesos de 2003)



Nota:  $K_p$ : capital privado nacional por trabajador,  $K_f$ : capital extranjero por trabajador;  $K_g$ : capital público por trabajador.

Fuente: cálculos propios a través del método de inventarios perpetuos y datos de Nacional Financiera, *La Economía Mexicana en Cifras*, 1978; INEGI, *Estadísticas Históricas de México*, 1999; Presidencia de la República, *Informe de Gobierno*, varios años (véase el apéndice).

El estancamiento del crecimiento del capital nacional y la expansión del capital extranjero trajeron consigo una recomposición del capital total con un mayor peso del capital extranjero. Como se observa en la gráfica 4, de un máximo histórico de 10.5% en 1945 el porcentaje del capital extranjero se redujo consistentemente hasta alcanzar un mínimo histórico de 2.2% en 1978 para posteriormente recuperarse en forma sostenida hasta alcanzar 16% en 2002, para luego volver a descender a 12.8% en 2011.



## PRODUCTIVIDAD DEL TRABAJO E IDEOLOGÍA

Con las reformas económicas emprendidas a partir del 1° de diciembre de 1982 se esperaba que con la apertura comercial la reducción de la participación del Estado en la economía y la eliminación de barreras a la IED se registraran importantes aumentos en la productividad.

Según la teoría tradicional, la apertura comercial, además de generar ganancias de especialización basadas en la ventaja comparativa, da origen a otros beneficios, los cuales se alcanzan a través de tres canales: *a)* la expansión de la demanda para las empresas nacionales, lo que equivale a la expansión del

mercado y permite la plena realización de economías de escala; *b*) la disponibilidad de una mayor variedad de insumos a menores precios, que permite bajar los costos de producción y aumentar la productividad, y *c*) el aumento de la competencia, que obliga a las empresas nacionales a disminuir costos y aumentar la productividad; la llamada “Eficiencia X”.

Además de la apertura comercial, con las reformas vino una reducción del papel del Estado en la economía. Se vendió al capital privado la mayor parte de las empresas públicas, se desregularon muchos aspectos de la vida económica como los transportes y las instituciones financieras y se contrajo de manera drástica la inversión pública. El proceso de cambio incluyó la apertura del país a los mercados de capitales. Esta menor participación del Estado en la economía partía del supuesto de que la inversión pública era, por definición, menos eficiente que la inversión privada y que la inversión pública competía con la inversión privada por los fondos prestables, y porque, además, se dedicaba a actividades que la inversión privada perfectamente podía realizar.

Con las reformas también se relajaron o eliminaron los obstáculos a la IED en cuanto a sectores en los que podía participar, exigencia de “contenido nacional” y porcentaje de participación de capital extranjero en las empresas mexicanas. Los argumentos centrales a favor de la eliminación de obstáculos a la IED fueron dos: *a*) la IED ayuda a cubrir las necesidades de financiación que tiene el país para sus inversiones en forma segura, ya que la IED es más estable que otros flujos de inversiones más volátiles, y *b*) la IED facilita la transferencia de tecnología. El argumento de la transferencia de tecnología por parte de la IED podría plantearse de la siguiente manera. Si la filial extranjera introduce nuevos productos o procesos en el mercado receptor, los trabajadores de esa empresa adquieren conocimientos que elevan el capital humano del país. A la vez, las empresas que son proveedoras, clientes e incluso competidores de las compañías extranjeras perciben indirectamente los efectos de la difusión tecnológica. Con ello una mayor participación de capitales extranjeros en la economía no sólo mejora el desempeño de la empresa que recibe la inversión, sino también el del resto de las empresas. En esta visión, entre mayor sea la IED en el país receptor mayor será la productividad,

mayores serán las exportaciones, mayor el empleo formal, mayores serán las entradas de divisas, mayor será la inversión privada nacional y mayor será el ingreso por habitante (Pampillón, 2009).

¿Cómo se explica que en México no se haya dado ese vínculo entre apertura comercial, aumento de inversión, aumentos de productividad y aumentos en el nivel de vida de sus habitantes? La respuesta a esta pregunta es simplemente que esos vínculos no necesariamente existen, estos no están fundamentados ni por la teoría, ni por la evidencia empírica.

La teoría del comercio internacional no dice nada acerca de los efectos de la liberación comercial sobre la tasa de crecimiento del producto o de la productividad. Diferentes modelos, igualmente razonables, pueden producir resultados absolutamente opuestos, al respecto: los efectos convencionales del comercio son una ganancia en el bienestar por una sola vez, y aunque esas ganancias se pueden acumular en el tiempo, no necesariamente colocan a la economía en una senda superior de eficiencia tecnológica. Los beneficios netos de un creciente comercio sobre el crecimiento económico no son necesariamente positivos, como lo demostraron Helpman y Grossman (1992) y Young (1991), entre otros. El trabajo empírico tampoco apoya la idea de que una mayor apertura lleva, en general, a una mayor tasa de crecimiento. Aunque numéricamente hablando la mayor parte de los trabajos empíricos apoyan la idea que el comercio promueve el crecimiento, estos trabajos son polémicos y están sujetos a una gran variedad de críticas. Muchos de estos estudios han encontrado una relación positiva entre el comercio y el ingreso, pero esta relación generalmente no es robusta. Existen problemas metodológicos y econométricos que explican estas limitaciones. Mucha de esta literatura consiste en el análisis de corte transversal para muchos países (con realidades muy distintas), donde el ingreso o el crecimiento del ingreso para varios países se correlaciona con alguna medida de “apertura”. El problema de estos trabajos precisamente radica en que estas medidas de apertura se construyen, en la mayor parte de los casos, usando juicios cuantitativos y cualitativos que son muy discutibles. De hecho, el consenso es que no existe evidencia empírica sólida que establezca que la apertura comercial implica aumentos en la productividad y en el ingreso per cápita. Como elocuente-

mente lo dice Rodrik (1992) “[...] no tenemos ninguna buena razón para esperar que la liberación comercial sea en términos generales buena para el desempeño tecnológico.”

¿Pero qué podemos decir de la noción de que la IED es promotora de la eficiencia y de la difusión de las tecnologías? Que esta concepción tampoco tiene fundamento teórico o empírico. El sentido mismo que mueve a la IED es precisamente evitar la difusión de sus conocimientos industriales, por lo que esperar que el país anfitrión se beneficie de la mera presencia de la IED resulta ingenuo. Una razón del por qué las empresas multinacionales se han extendido tanto, es precisamente para utilizar al máximo su capital de conocimiento (que una vez creado el costo marginal de usarlo en otra planta es cero) evitando que estos intangibles puedan ser apropiados por otras empresas. En teoría esto se podría lograr mediante licencias, pero la posibilidad de prever todas las alternativas y evitar “huecos” en los contratos, hace que en la mayor parte de los casos esta alternativa sea inviable y que, por lo tanto, las empresas innovadoras recurran a la inversión directa. En cuanto evidencia empírica, de presencia de externalidades positivas en los países anfitriones por la presencia de IED, ésta es muy escasa. Como lo señala Rodrik (1999): “La literatura sobre política económica está llena de extravagantes reclamos acerca de la existencia de derrames positivos derivados de la IED, pero la evidencia al respecto es muy austera.”

Smarzynska (2002) señala: “De hecho las dificultades asociadas con desenredar los diferentes efectos que entran en juego y las limitaciones de los datos evitan que los investigadores provean de evidencia concluyente de la existencia de externalidades positivas derivadas de la IED.” Ramírez (2006), trabajando a nivel macroeconómico, estima la contribución de la IED a la productividad del trabajo y crecimiento en Chile de 1960 a 2000. Utiliza un modelo de corrección de errores (MCE) y encuentra que los flujos de IED tuvieron un efecto positivo y significativo sobre el crecimiento de la productividad del trabajo. Sin embargo, sugiere que deben evitarse las políticas orientadas a atraer IED mediante subsidios generosos, concesiones fiscales y pocas o ninguna restricción a las remesas de ganancias y dividendos, ya que las remesas de ganancias y dividendos de la IED en Chile han crecido

sustancialmente desde 1991, y que una vez que estas salidas se restan de las entradas brutas la contribución de la IED a la financiación de la formación de capital privado en Chile se reduce significativamente. Herzer, Klasen, Nowak y Lehmann (2008), trabajando también a nivel macroeconómico, realizan un estudio de causalidad de Granger para varios países y encuentran que casi ningún país muestra un efecto positivo de largo plazo entre la IED y el PIB por habitante. Los países donde sí la encuentran muestran una causalidad bidireccional, lo que significa que la IED podría generar el crecimiento, así como que el crecimiento económico podría atraer a la inversión extranjera. Otros estudios sobre causalidad como los de Liu, Burridge y Sinclair (2002) y Chakraborty y Nunnenkamp (2008) sólo encuentran causalidad bidireccional o simplemente no encuentran ninguna relación causal.<sup>9</sup>

En el caso de México, Romo-Murillo (2005) señala: “Resulta interesante resaltar que estos estudios encontraron evidencia de derramas utilizando datos de la década de 1970 cuando la economía mexicana estaba aún cerrada y altamente regulada. Análisis más recientes basados en datos a partir de 1985, así como técnicas econométricas más complejas, encuentran evidencia sólo a favor de derramas de acceso a mercado, no de productividad.” Soto (2008), del Centro de Integración para la Industria Automotriz y Aeronáutica de Sonora, A.C., señala que “México ocupa un lugar preferencial tanto en el flujo de IED como en las preferencias de las grandes transnacionales, pero que, sin embargo, el impacto a largo plazo de estas inversiones es muy limitado”. Jordaan (2005), trabajando con datos del sector manufacturero mexicano para 1993, encuentra que aunque existe evidencia de la existencia de externalidades inducidas por la IED en la industria manufacturera mexicana, éstas son muy pequeñas. Nunnenkamp, Alatorre-Bremont y Waldkirch

---

<sup>9</sup> Trabajos como el de Khandare y Baber (2012) a nivel descriptivo, atribuyen beneficios de la IED sobre la tasa de crecimiento de la economía de la India. Adeniyi, Omisakin, Egwaikhide y Oyinlola (2012) muestran a través de métodos de vectores de corrección de errores y de causalidad de Granger que, para los casos de Gana, Gambia y Sierra Leona, los beneficios de la IED sobre el crecimiento dependen del nivel de desarrollo de los respectivos sectores financieros, entre mayor es el desarrollo del sector financiero mayores son los beneficios de la IED; los mismos autores también estudian el caso de Nigeria pero no encuentran tal relación.



(2007) se plantean la pregunta de si la IED en México ha mejorado la situación del empleo de los trabajadores menos calificados en el sector manufacturero. Estiman funciones de demanda laboral dinámicas para trabajadores no calificados y calificados, que incluyen a la IED como variable explicativa. Para sus estimaciones utilizan el método generalizado de momentos (MGM) sugerido por Arellano y Bond (1991), con datos de 200 industrias para 13 años (1994-2006). Encuentran que la IED tiene un impacto significativamente positivo, aunque cuantitativamente modesto en la generación de empleo. Sus conclusiones no concuerdan con la concepción generalizada de que la IED emplea fundamentalmente empleados calificados. Estos autores señalan que sus resultados ofrecen una lección de política importante, a saber, que los juicios generalizados respecto a los efectos positivos sobre la generación de empleo de la IED no se justifican. Añaden que muchos partidarios y críticos de la IED tienen en común que ignoran la heterogeneidad de la IED. Para ellos el caso de México sugiere claramente que los efectos de la IED en el empleo dependen de muchos factores. Agregan que sus resultados cuestionan la justificación de la actual euforia de los responsables de la política económica en México por atraer IED. Finalmente señalan que la Conferencia de las Naciones Unidas sobre la financiación para el desarrollo parece haber creado expectativas excesivamente altas, no menores en México, cuyos gobernantes organizaron esta Conferencia en 2002 alegando que la IED “es especialmente importante por su potencial para la transferencia de conocimientos y tecnología, crear puestos de trabajo, [...] y finalmente erradicar la pobreza mediante el crecimiento económico y desarrollo”.

Waldkirch (2008), trabajando a nivel de industria en México, encuentra un efecto positivo de la IED en la PTF. El efecto sobre los salarios es negativo o cero, lo que sugiere una divergencia entre productividad y salarios durante el periodo analizado (1994-2005). El efecto positivo de la productividad proviene en gran parte de la IED de los Estados Unidos en las industrias no maquiladoras, que reciben más de dos tercios de la IED total en las manufacturas. Según el autor, la IED en las maquiladoras beneficia a los trabajadores no calificados a expensas de los trabajadores calificados. Este efecto puede ser lo suficientemente fuerte como para amortiguar la desigualdad

de los ingresos que se genera por la IED en el sector no maquilador. Finalmente, el autor señala que las políticas que aumentan la apertura del país a la IED se refuerzan por los resultados encontrados por estos autores en el sentido de que hay evidencia de que una mayor presencia de IED aumenta la eficiencia. Sin embargo, advierte que no se puede afirmar que existe un efecto positivo sobre los salarios. Mendoza Osorio (2008) también realiza un estudio macroeconómico de los efectos de la IED sobre el crecimiento en México y encuentra que un aumento de uno por ciento en la IED conduce a un aumento de 0.08 por ciento del PIB, lo que refleja un efecto positivo, pero no sustancial como podría esperarse. Geijer (2008) analiza a nivel macroeconómico la relación entre IED y crecimiento. El autor se basa en un modelo de ajuste dinámico para estudiar la dependencia del  $\ln(\text{PIB})$  per cápita del  $\ln(\text{IED})$ . Utiliza datos de 1993 a 2007 de dos fuentes diferentes para contrastar los resultados. Reporta que el coeficiente de  $\ln(\text{IED})$  y sus rezagos no son estadísticamente significativos al nivel de 5 por ciento.

### PRODUCTIVIDAD DEL TRABAJO E IED

Siguiendo a Zhang (2001), De Mello (1997) y Ramírez (2006), la productividad del trabajo puede derivarse a partir de una función de producción como la siguiente:

$$PIB = AL^a K_p^b K_f^c K_g^d \quad [5]$$

donde  $PIB$  es la producción total real;  $L$ , el empleo;  $K_p$ , el stock de capital privado nacional;  $K_f$ , el capital extranjero, y  $K_g$ , el capital público.  $b$ ,  $c$  y  $d$  son respectivamente las participaciones del trabajo y los diferentes tipos de capital en el ingreso.  $A$  representa la eficiencia en la producción (la tasa de cambio de este parámetro es central para explicar los aumentos en la productividad). También se supone que  $b$ ,  $c$  y  $d$  son menores que uno, de manera que existen rendimientos decrecientes del trabajo y de los diferentes tipos de capital. Expresando la ecuación [5] en logaritmos obtenemos:

$$pib = \ln(A) + al + bk_p + ck_f + dk_g \quad [6]$$

Ecuación en la cual las letras minúsculas indican logaritmos naturales de las variables. Derivando la ecuación [6] respecto al tiempo, obtenemos una expresión en términos de tasas de crecimiento:

$$g_Y = g_A + g_L + g_{K_p} + g_{K_f} + g_{K_g} \quad [7]$$

Donde  $g_Y$ ,  $g_A$ ,  $g_L$ ,  $g_{K_p}$ ,  $g_{K_f}$  y  $g_{K_g}$  representan respectivamente las tasas de crecimiento del PIB,  $A$ ,  $L$ ,  $K_p$ ,  $K_f$  y  $K_g$ . Finalmente, para obtener una expresión para el crecimiento de la productividad del trabajo, restamos a ambos lados de la ecuación [7] la expresión  $g_L$  y obtenemos:

$$g_Y - g_L = g_A + (a - 1)g_L + bg_{K_p} + cg_{K_f} + dg_{K_g} \quad [8]$$

Con esta operación, el signo del coeficiente de la variable  $g_L$  en la ecuación [8] es negativo, dado que  $a < 1$ .

### EL MODELO EMPÍRICO

En esta sección comenzamos con el proceso de estimación del modelo de crecimiento de la productividad del trabajo (y, por lo tanto, del crecimiento económico). La ecuación [8] puede ser rescrita como:

$$\begin{aligned} \Delta \ln \text{PIB}_t - \Delta \ln L_t &= \Delta \ln (\text{PIB} / L)_t \\ &= \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln L_t + \beta_2 \Delta \ln K_{p,t} + \beta_3 \Delta \ln K_{f,t} + \beta_4 \Delta \ln K_{g,t} + \beta_5 \Delta \ln \text{TCR}_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad [9]$$

en la cual  $\Delta$  representa incrementos. El signo de  $\beta_1$  se espera que sea negativo, los de  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  y  $\beta_4$  se espera que sean todos positivos.

La regresión también incluye la variación porcentual del tipo de cambio real [ $\Delta \ln \text{TCR}_t = \ln(\text{TCR}_t) - \ln(\text{TCR}_{t-1})$ ]<sup>10</sup> como variable explicativa.<sup>11</sup> En estima-

<sup>10</sup>  $\text{TCR} \equiv \frac{(\text{TCN})P^*}{P}$ , donde  $\text{TCN}$  es el tipo de cambio nominal;  $P^*$ , el índice de precios extranjeros, y  $P$ , el índice de precios nacionales.

<sup>11</sup> Un incremento en el  $\text{TCR}$  significa una depreciación real del peso.

ciones de funciones de producción agregadas, para economías pequeñas y abiertas como la mexicana siempre se introduce el tipo de cambio real como variable de control, las razones para introducirlo pueden ser las siguientes: *a)* el PIB es un bien compuesto, formado por bienes no comerciables y comerciables internacionalmente, el cambio en el valor del tipo de cambio real puede hacer que el valor del producto (y la productividad) cambie aun si no cambian las cantidades totales producidas de ambos tipos de bienes, por lo tanto los cambios en el tipo de cambio real tienen efectos sobre el valor de la producción (véase French-Davis y Muñoz, 1992), el efecto final depende de las respectivas elasticidades de oferta precio de cada tipo de bien y, por consiguiente, el signo de  $\beta_5$  queda indeterminado; *b)* las políticas de estabilización también afectan el valor del PIB, las devaluaciones experimentadas en México no han sido el resultado de algún tipo de estrategia de crecimiento, sino consecuencia de mantener por periodos prolongados déficit en cuenta corriente. Dado su carácter no planeado y la severidad de las devaluaciones, así como la falta de sustitutos nacionales de productos de importación, se desatan procesos inflacionarios, mismos que son controlados con políticas de choque (fiscal y monetaria) que finalmente provocan recesiones, consecuentemente el signo esperado de  $\beta_5$  es negativo; *c)* la explicación anterior contrasta con el efecto expansivo de una devaluación que prevé el modelo keynesiano cuando se cumple la condición Marshall-Lerner, la devaluación mejora el saldo en la balanza comercial, así como el ingreso, consecuentemente el signo de  $\beta_5$  debe ser positivo. Tomando en cuenta todas estas posibilidades, el signo de  $\beta_5$  queda indeterminado y depende del efecto neto que tengan todos estos factores en un periodo determinado.

### Datos utilizados

Para la estimación del modelo utilizamos series anuales del PIB, empleo, formación bruta de capital fijo privado total, formación bruta de capital fijo público e IED para el periodo 1940-2011. Estos datos se obtuvieron de Nacional Financiera, *La Economía Mexicana en Cifras* (1978); INEGI, *Estadísticas Históricas de México* (1999); Presidencia de la República, *Informe de Gobierno*,

varios años, y del Banco de México, base de datos en línea (disponible en: <<http://www.banxico.org.mx/SieInternet/>>). Para transformar los montos de IED desde dólares corrientes a pesos de 2003, se utilizó el índice de precios al productor de los Estados Unidos y el tipo de cambio peso-dólar de mediados de 2003. El tipo de cambio se obtuvo de la base de datos del Banco de México y el índice de precios al productor de los Estados Unidos de la base de datos en línea del Banco de la Reserva Federal de San Louis Missouri (Federal Reserve Economic Data, FRED, disponible en: <<http://research.stlouisfed.org/fred2/>>). Los datos económicos se expresan en miles de pesos de 2003 y el empleo en miles de trabajadores. La inversión privada nacional se obtuvo restando a la inversión privada total los montos de IED. Las demás cifras de inversión se obtuvieron directamente de los datos.

Con la información anterior se procedió a calcular los montos de capital de cada tipo, utilizando para ello el método de inventarios perpetuos, el cual se describe en el apéndice. Asimismo, se construyeron las series de: productividad del trabajo ( $PIB/L$ ), empleo ( $L$ ), capital privado nacional ( $K_p$ ), capital extranjero ( $K_f$ ) y capital público ( $K_g$ ). Las series del índice de precios al productor para México y del tipo de cambio nominal se obtuvieron de las bases de datos en línea del INEGI, (disponible en: <<http://www.inegi.org.mx/default.aspx?>>), y del Banco de México respectivamente. Parte de estas series se completaron con información del INEGI (*Estadísticas Históricas de México*, 1999). Las series de precios y tipo de cambio se normalizaron con base a 2003; con esta información se determinó el tipo de cambio real.

En los cuadros 2 y 3 aparecen las pruebas de raíces unitarias usando la prueba Philips-Perron para las seis series anuales que utilizamos, expresadas en logaritmos, para el periodo 1940-2011.<sup>12</sup> Estas pruebas indican que todas las series tienen el mismo nivel de integración, todas son  $I(1)$ .

Dado que las variables están integradas en orden  $I(1)$ , es necesario determinar si existe una relación estable en niveles entre ellas. Esta necesidad surge debido a que, cuando sacamos primeras diferencias a los logaritmos de las

---

<sup>12</sup> Antes de realizar estas pruebas se aplicó la prueba Zivot y Andrews (1992) a cada serie para identificar posibles quiebres en tendencia, media o en ambas. Todas las pruebas resultaron negativas, no se encontró cambio estructural en ninguna de las variables, lo que justificó realizar la prueba de raíz unitaria a cada variable para el periodo 1940-2011.

CUADRO 2

**Prueba Philips-Perron (PP) en niveles**

<i>Variables</i>	<i>Intercepto</i>	<i>Con intercepto y tendencia</i>	<i>Sin tendencia ni intercepto</i>
$\ln(PIB/L)_t$	-2.660	-0.360	4.285
$l_t$	-2.697	-1.149	9.150
$k_{pt}$	-2.051	-1.158	5.235
$k_{ft}$	0.649	-1.495	5.630
$k_{gt}$	-1.810	-1.005	3.929
$tcr_t$	-2.909	-3.192	-1.669

Nota: los valores críticos de la prueba PP con intercepto, con tendencia e intercepto y sin tendencia ni intercepto a los niveles de significancia 1, 5 y 10 por ciento son respectivamente: -3.526, -2.903, -2.589; -4.093, -3.474, -3.164; -2.598, -1.945, -1.614.

CUADRO 3

**Prueba Philips-Perron (PP) en primeras diferencias**

<i>Variables</i>	<i>Intercepto</i>	<i>Con intercepto y tendencia</i>	<i>Sin tendencia ni intercepto</i>
$\ln(PIB/L)_t$	-9.145	-9.881	-7.594
$l_t$	-7.335	-8.048	-3.674
$k_{pt}$	-4.703	-4.594	-3.459
$k_{ft}$	-6.524	-6.634	-5.215
$k_{gt}$	-2.644	-2.879	-1.611
$tcr_t$	-7.905	-7.778	-7.921

Nota: los valores críticos de la prueba PP con intercepto, con tendencia e intercepto y sin tendencia ni intercepto a los niveles de significancia 1, 5 y 10 por ciento son respectivamente:

variables, perdemos información con respecto a las propiedades de largo plazo del modelo propuesto. Para conservar esta importante parte de la información adoptamos la técnica de cointegración multivariada de Johansen-Juselius (1990). Para probar cointegración, el análisis de los datos sugiere utilizar el modelo iii, con tendencia determinística sin constante y tres rezagos. El vector que se analiza es:  $[\ln(PIB/L)_t, l_t, k_{pt}, k_{ft}, k_{gt}, tcr_t]$ . El cuadro 4 muestra los resultados de las pruebas de Johansen-Juselius.

El método de Johansen-Juselius sugiere dos estadísticos para determinar el número de vectores de cointegración: el estadístico de la traza y la prueba del máximo eigenvalor. Los valores críticos apropiados para la prueba son

los de Osterwald-Lenum (1992). Las hipótesis nula y alternativa son probadas usando estos estadísticos. Entre las seis variables existe la posibilidad de cero a seis vectores de cointegración.

Comenzando con la prueba de la traza para la hipótesis nula de cero vectores de cointegración ( $r = 0$ ), contra la alternativa de un vector de cointegración ( $r > 0$ ), se rechaza la hipótesis nula. Posteriormente, las hipótesis nulas de  $r \leq 1$ ,  $r \leq 2$ ,  $r \leq 3$ ,  $r \leq 4$ ,  $r \leq 5$ , contra las alternativas de uno o más vectores de cointegración, son rechazadas a un nivel de significancia de 0.05; esto es, la prueba de la traza indica que existen seis vectores de cointegración. La prueba de máximo eigenvalor es similar a los resultados de los estadísticos de la traza. La hipótesis nula de  $r = 0$  (no hay cointegración) es rechazada a favor de la hipótesis alternativa  $r = 1$ . Las hipótesis  $r = 1$ ,  $r = 2$ ,  $r = 3$ ,  $r = 4$  y  $r = 5$  también son rechazadas a favor de las hipótesis alternativas. Los resultados sugieren que existen seis relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables. Este es un resultado alentador porque más de una relación de cointegración implica una mayor estabilidad en el sistema.

CUADRO 4

*Pruebas de cointegración utilizando el método de Johansen-Juselius*

<i>Hipótesis Nula</i>	<i>Hipótesis alternativa</i>	<i>Valor de la traza</i>	<i>Valor crítico a 95%</i>
$r = 0$	$r > 0$	186.513	95.754
$r \leq 1$	$r > 1$	122.809	69.819
$r \leq 2$	$r > 2$	86.917	47.856
$r \leq 3$	$r > 3$	55.010	29.797
$r \leq 4$	$r > 4$	29.340	15.495
$r \leq 5$	$r > 5$	12.879	3.841
<i>Prueba Máx de <math>\lambda</math></i>	<i>Prueba Máx de <math>\lambda</math></i>	<i>Valores Máx de <math>\lambda</math></i>	<i>Valor crítico a 95%</i>
$r = 0$	$r = 1$	63.704	40.078
$r = 1$	$r = 2$	35.892	33.877
$r = 2$	$r = 3$	31.907	27.584
$r = 3$	$r = 4$	25.670	21.132
$r = 4$	$r = 5$	16.461	14.265
$r = 5$	$r = 6$	12.879	3.841

Nota:  $r$  se refiere al número de vectores de cointegración.

La prueba de cointegración de Johansen-Juselius sugiere que la hipótesis de no cointegración vectorial puede ser rechazada por lo menos al nivel de 5%, sugiriendo así la presencia de al menos una ecuación de cointegración desde la cual pueden obtenerse los residuos (término *tce*) para medir las desviaciones del nivel observado de la productividad del trabajo, del nivel basado en la relación de largo plazo. La presencia de una relación de cointegración entre las variables en niveles justifica la utilización de un modelo de corrección de errores (ce); es decir, un modelo que combina las propiedades de corto plazo de las relaciones económicas en forma de diferencias, como el planteado en la ecuación [9], con la información de largo plazo de los datos, en forma de nivel proporcionada por la prueba de Johansen-Juselius. De esta manera, agregamos a la ecuación [9] el término de corrección de errores (*tce*):

$$\begin{aligned} \Delta y_t - \Delta l_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta l_t + \beta_2 \Delta k_{p,t} + \beta_3 \Delta k_{f,t} \\ & + \beta_4 \Delta k_{g,t} + \beta_5 \Delta tcr_t + \beta_6 \Delta tce_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad [10]$$

Antes de intentar estimar la ecuación [10] para el periodo 1940-2011, debemos tomar en cuenta los grandes cambios estructurales que se dieron a partir de 1982. Aunque tenemos conocimiento de los años en que se dio el cambio estructural decidimos que los datos determinarían el periodo de quiebre y los periodos a analizar.

## Detección del cambio estructural

Podemos tomar como punto de partida la ecuación [9], expresándola en niveles para detectar la existencia de un posible cambio estructural en la relación de largo plazo. La relación estimada para el periodo 1940-2011 es la siguiente:<sup>13</sup>

$$\ln(\text{PIB} / L)_t = 2.209 - 0.551l_t + 0.183k_{p,t} + 0.038k_{f,t} + 0.381k_{g,t} - 0.182tcr_t + \varepsilon_t \quad [11]$$

(3.72)   (-3.57)   (6.46)   (1.57)   (8.75)   (-6.79)

<sup>13</sup> Los estadísticos *t* aparecen en paréntesis.



Para detectar el cambio estructural aplicamos el método desarrollado por Kim (2000) a la estimación anterior. El método consiste en tres formas diferentes de manejar el problema de la fecha del quiebre cuando ésta es desconocida. Primero la prueba del *máximo de la prueba Chow* considerada en Davies (1977), Hawkins (1987), Kim y Siegmund (1989) y Andrews (1993). Segundo *el promedio de los resultados de las pruebas* desarrollado por Hansen (1991). Tercero la *prueba del promedio exponencial* desarrollada por Andrews y Ploberger (1994). La hipótesis nula  $H_0$  es que el residuo mantiene estacionariedad o persistencia constante a través del periodo muestral. La hipótesis alternativa  $H_1$  es que  $e_t$  mantiene estacionariedad de persistencia constante hasta cierto momento, después del cual se convierte en un proceso de más alta persistencia tal como raíz unitaria. Para que la hipótesis de persistencia no se viole,  $e_t$  debe de mantener el mismo proceso estacionario durante todo el periodo. El paso siguiente es verificar si esto ocurre, y si esto no es así, determinar la fecha de quiebre. Los resultados de las pruebas se muestran en el cuadro 5, donde se registra que existe un punto de quiebre en 1979. Este punto de quiebre concuerda con el observado en la gráfica 1. La prueba muestra claramente un cambio cualitativo entre el primero y segundo periodo, por lo tanto no es válido tomar el periodo 1940-2011 para estimar la relación.<sup>14</sup> Necesitamos dividir las series en dos periodos diferentes. Apoyándonos en estos resultados decidimos correr el modelo para dos periodos, uno para el periodo 1940 -1979 y otro para 1984-2011.

### APLICACIÓN DEL MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES

a) *Periodo 1940-1979.* Comenzamos proponiendo una versión del modelo de corrección de errores, tal como aparece en la ecuación [10], pero añadiendo variables dicotómicas para lograr normalidad en los residuos.<sup>15</sup> La ecuación propuesta es la siguiente:

<sup>14</sup> La relación entre la productividad del trabajo y las variables explicativas muestran un cambio entre una estrategia de crecimiento y otra, independientemente de la importancia cuantitativa de la IED entre un periodo y otro.

<sup>15</sup>  $d1:1945 = 1$ ,  $d2:1953 = 1$ ,  $d3:1968 = 1$ ,  $d4:1972 = 1$ .

## CUADRO 5

**Cambio estructural, 1941-2011**

Prueba de quiebre de punto desconocido: Quandt-Andrews

Hipótesis nula: no hay puntos de quiebre con 15% de datos recortados

Regresores variables: en todas las ecuaciones

Muestra de las ecuaciones: 1940-2011

Muestra de la prueba 1951-2001

Número de rompimientos comparados: 51

<i>Estadísticos</i>	<i>Valor</i>	<i>Probabilidad</i>
Estadístico Wald Máximo F (1979)	186.208	0.000
Estadístico Exponencial Wald F	89.268	0.000
Estadístico Promedio Wald F	60.750	0.000

Nota: probabilidades calculadas usando el método Hansen (1997).

$$\Delta y_t - \Delta l_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta l_t + \beta_2 \Delta k_{p,t} + \beta_3 \Delta k_{f,t} + \beta_4 \Delta k_{g,t} + \beta_5 \Delta tcr_t + \beta_6 \Delta tce_{t-1} + \beta_7 d1 + \beta_8 d2 + \beta_9 d3 + \beta_{10} d4 + \varepsilon_t \quad [12]$$

Primero estimamos la relación de largo plazo para el periodo 1940-1979:

$$\ln(\text{PIB}/L)_t = 1.717 - 0.624l_t + 0.079k_{p,t} + 0.096k_{f,t} + 0.530k_{g,t} - 0.153tcr_t + \beta_6 \Delta tce_{t-1} + \beta_7 d1 + \beta_8 d2 + \beta_9 d3 + \beta_{10} d4 + \varepsilon_t \quad [13]$$

(2.31)   (-3.65)   (2.34)   (2.65)   (12.81)   (-5.05)

De los resultados de la ecuación [13] obtenemos la serie de residuos  $\hat{\varepsilon} \equiv tce$ . Con esta información estimamos la ecuación [12] por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), obteniendo los resultados que aparecen en el cuadro 6.<sup>16</sup>

Todas las variables tienen el signo esperado. El signo negativo del término de corrección de errores implica un periodo de ajuste.

Adicionalmente se realizó la prueba PP a los residuos de la regresión para comprobar que los residuos sean estacionarios. Los resultados aparecen en el cuadro 7.

<sup>16</sup> En la estimación se intentaron diferentes rezagos de las variables  $\Delta k_{f,t}$  y  $\Delta k_{g,t}$  para intentar capturar posibles externalidades de estas variables sobre el crecimiento de la productividad del trabajo; sin embargo, en todos los casos los coeficientes no resultaron significativas o contuvieron el signo apropiado.

**CUADRO 6**

Periodo: 1940-1979

Variable dependiente:  $\Delta y_t - \Delta l_t$ 

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
Constante	0.004	0.012	0.33	0.745
$\Delta l_t$	-0.286	0.286	-1.00	0.325
$\Delta k_{p,t}$	0.054	0.031	1.71	0.099
$\Delta k_{f,t}$	0.094	0.023	4.06	0.000
$\Delta k_{g,t}$	0.384	0.090	4.25	0.000
$\Delta tcr_t$	-0.086	0.031	-2.79	0.009
$tce_{t-1}$	-0.271	0.095	-2.85	0.008
<i>d1</i>	-0.031	0.016	-1.96	0.059
<i>d2</i>	-0.051	0.016	-3.31	0.003
<i>d3</i>	0.032	0.015	2.19	0.037
<i>d4</i>	0.036	0.015	2.43	0.022

Nota:  $n = 39$  después de ajustes.  $R^2 = 0.698$ ,  $\bar{R}^2 = 0.590$ ; prueba Durbin-Watson (DW) = 2.207. Criterio de información de Akaike = -5.428. En la prueba de normalidad de los residuos el coeficiente Jarque-Bera fue de 0.120, con probabilidad de 0.942 y valor de curtosis de 2.810. La prueba de autocorrelación Breusch-Godfrey del multiplicador de Lagrange (LM) arroja los siguientes resultados:  $F = 0.248 < F(2,27) = 3.385$ , con lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%. La prueba RESET de Ramsey de linealidad arrojó el resultado siguiente:  $F = 4.478 < F_{(1,26)} = 7.677$  al nivel de 1% de significancia, con lo que no se puede rechazar la hipótesis nula de linealidad en la ecuación de regresión. La prueba de heterocedasticidad Breusch-Pagan-Godfrey nos da un estadístico F de  $2.409 < F_{(10,28)} = 3.032$  al nivel de 1%, con lo cual podemos rechazar la hipótesis nula de presencia de heterocedasticidad.

**CUADRO 7****Prueba Philips-Perron (PP) en niveles**

Periodo 1940-1979

<i>Variables</i>	<i>Intercepto</i>	<i>Con intercepto y tendencia</i>	<i>Sin tendencia ni intercepto</i>
$\hat{\epsilon}$	-6.748	-6.719	-6.842

Nota: los valores críticos de la prueba PP con intercepto, con tendencia e intercepto y sin tendencia ni intercepto a los niveles de significancia de 1, 5 y 10 por ciento son respectivamente: -3.616, -2.941, -2.609; -4.219, -3.533, -3.198; -2.627, -1.950, -1.611.

b) *Periodo 1984-2011*. El paso siguiente es estimar una versión del modelo de la ecuación [10] para el periodo reciente. También se agregaron variables dicotómicas para lograr normalidad en los residuos, para esta estimación se agregaron seis:<sup>17</sup>

$$\Delta y_t - \Delta l_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta l_t + \beta_2 \Delta k_{p,t} + \beta_3 \Delta k_{f,t} + \beta_4 \Delta k_{g,t} + \beta_5 \Delta tcr_t \quad [14]$$

$$+ \beta_6 \Delta tce_{t-1} + \beta_7 d1 + \beta_8 d2 + \beta_9 d3 + \beta_{10} d4 + \beta_{11} d5 + \beta_{12} d6 \epsilon_t$$

Como en el caso anterior, primero estimamos la relación de largo plazo para el periodo 1984-2011:

$$\ln(PIB/L)_t = 9.418 - 1.092l_t + 0.371k_{p,t} + 0.133k_{f,t} - 0.021k_{g,t} - 0.046tcr_t \quad [15]$$

$$(5.24) \quad (-3.63) \quad (2.28) \quad (5.48) \quad (-0.24) \quad (-1.36)$$

De los resultados de la ecuación [15] obtenemos la serie de residuos  $\hat{e} \equiv tce$ . Con esta información estimamos la ecuación [14] por MCO, obteniendo los resultados que aparecen en el cuadro 8.<sup>18</sup>

Todas las variables tienen el signo esperado. El signo negativo del término de corrección de errores implica un periodo de adaptación.

También se realizó la prueba PP a los residuos de la regresión para comprobar que los residuos fueran estacionarios. Los resultados aparecen en el cuadro 9.

## INTERPRETACIÓN DE LOS RESULTADOS

De acuerdo con el cuadro 6, durante el periodo 1940-1979 el efecto de mejora en la eficiencia (el intercepto o el coeficiente  $\beta_0$ ) no fue significativo, lo que implica que el crecimiento de la economía durante este periodo se debió en gran medida a la acumulación de factores y poco o nada tuvo que ver la

<sup>17</sup>  $d1:1987 = 1$ ,  $d2:1994 = 1$ ,  $d3:1995 = 1$ ,  $d4:2000 = 1$ ,  $d5:2003 = 1$  y  $d6:2009 = 1$ .

<sup>18</sup> En la estimación se intentaron diferentes rezagos de las variables  $\Delta k_{f,t}$  y  $\Delta k_{g,t}$  para intentar capturar posibles externalidades de estas variables sobre el crecimiento de la productividad del trabajo; sin embargo, en todos los casos los coeficientes no resultaron significativas o con el signo apropiado.

**CUADRO 8**

Periodo 1984-2011

Variable dependiente:  $\Delta y_t - \Delta l_t$ 

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
Constante	-0.033	0.011	-2.94	0.011
$\Delta l_t$	-0.680	0.177	-3.84	0.002
$\Delta k_{p,t}$	0.682	0.113	6.06	0.000
$\Delta k_{f,t}$	0.303	0.075	4.07	0.001
$\Delta k_{g,t}$	0.169	0.080	2.11	0.053
$\Delta tcr_t$	0.040	0.021	1.87	0.083
$tce_{t-1}$	-0.788	0.107	-7.38	0.000
$d1$	0.030	0.012	2.58	0.022
$d2$	-0.039	0.023	-1.67	0.117
$d3$	-0.031	0.013	-2.42	0.030
$d4$	0.018	0.011	1.66	0.119
$d5$	-0.022	0.011	-2.07	0.057
$d6$	-0.048	0.014	-3.57	0.003

Nota:  $n = 27$ , después de ajustes.  $R^2 = 0.94$ ,  $\bar{R}^2 = 0.88$ ; DW = 1.88. Criterio de información de Akaike = -6.11. En la prueba de normalidad de los residuos el coeficiente Jarque-Bera fue de 0.733, con probabilidad de 0.693 y valor de curtosis de 2.68. La prueba RESET de Ramsey de linealidad arrojó el siguiente resultado:  $F = 5.80 < F(1,13) = 9.07$  al nivel de 1% de significancia, con lo que no se puede rechazar la hipótesis nula de linealidad en la ecuación de regresión. La prueba de heterocedasticidad Breusch-Pagan-Godfrey arroja los siguientes resultados:  $F = 0.926 < F(12,14) = 2.53$  al nivel de 5%, por lo que no se puede rechazar la hipótesis de homocedasticidad. La prueba de correlación serial Breusch-Godfrey (prueba LM) nos arroja un valor de  $F = 0.86 < F(2,12) = 3.89$  al nivel de 5% de significancia.

**CUADRO 9****Prueba Philips-Perron (PP) en niveles**

Periodo 1984-2011

Variables	Intercepto	Con intercepto y tendencia	Sin tendencia ni intercepto
$\hat{\epsilon}$	-6.220	-6.722	-6.116

Nota: los valores críticos de la prueba PP con intercepto, con tendencia e intercepto y sin tendencia ni intercepto a los niveles de significancia de 1, 5 y 10 por ciento son respectivamente: -3.711, -2.981, -2.630; -4.356, -3.595, -3.233; -2.657, -1.954, -1.609.

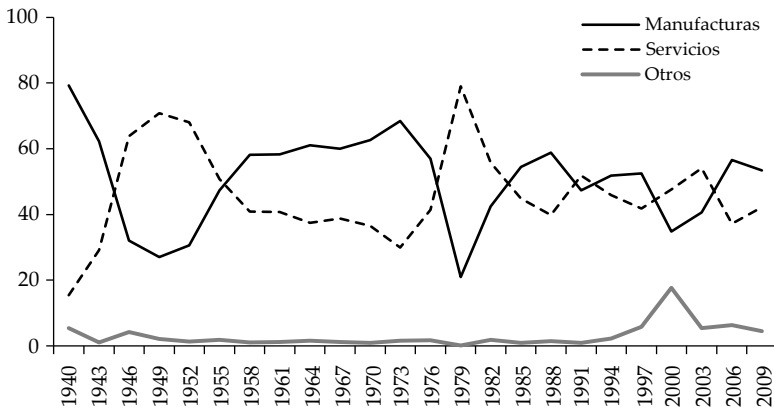
eficiencia o la innovación. El motor de crecimiento fue el crecimiento del capital público con un efecto 7.1 veces mayor que el del crecimiento del capital privado y 4.1 veces mayor que el del crecimiento del capital extranjero. Por su parte el crecimiento del capital extranjero registró un impacto 1.7 veces mayor que el del crecimiento del capital privado nacional (si consideramos los errores estándar, estos dos coeficientes caen dentro del margen de error, por lo que las dos elasticidades podrían ser semejantes). El significativo impacto del crecimiento del capital extranjero podría ser el resultado de la existencia de ventajas derivadas de factores estructurales de la época, tales como requisitos de contenido nacional, compromisos de exportación y obligación de asociarse con capital nacional, hasta por un máximo de 49% del capital de la empresa; estos requisitos presumiblemente permitieron mayores derramas tecnológicas tanto verticales como horizontales. No obstante la indiscutible contribución de la inversión extranjera al crecimiento económico durante este periodo, fue el capital público el motor indiscutible del crecimiento económico.

En contraste, durante el periodo 1984-2011, de acuerdo con el cuadro 8, el efecto de mejora en la eficiencia (la constante o el coeficiente  $\beta_0$ ) fue negativo aunque pequeño, pero estadísticamente significativo. El escaso crecimiento de la economía durante este periodo se debió en gran medida a la acumulación de factores y nada tuvo que ver la eficiencia o la innovación. Fue el crecimiento del capital privado nacional el principal motor del crecimiento, con un impacto 4 veces mayor que el impacto del crecimiento del capital público y 2.3 veces mayor que el del crecimiento del capital extranjero. El crecimiento del capital extranjero, aunque mantiene un efecto positivo sobre la productividad del trabajo y el crecimiento, redujo su impacto considerablemente con respecto a la inversión privada nacional. Esto es, el crecimiento del capital extranjero tuvo un impacto de 0.44 veces el impacto del crecimiento del capital privado nacional sobre el crecimiento total de la productividad del trabajo, lo que contrasta con el impacto relativo registrado durante el periodo 1940-1979. Este resultado puede explicarse por el hecho de que en la nueva estrategia seguida por el gobierno la IED genera muy pocas externalidades, esto sucede porque en la nueva estructura económica

se generan muy pocos encadenamientos con el resto de la economía, debido en gran medida a la eliminación del requisito de contenido nacional, lo que permite a la IED orientarse a realizar las etapas de mano de obra intensivas de procesos de fragmentación integrados; también porque en años recientes la IED se ubica crecientemente en los servicios y otros sectores donde, por la naturaleza de estas actividades, existen pocos encadenamientos,<sup>19</sup> (véase gráfica 5). También estas externalidades se vieron limitadas por la eliminación de la necesidad de asociación entre el capital nacional y el capital extranjero, limitando con esto, la propagación de los conocimientos y la tecnología.

GRÁFICA 5

*Destino sectorial de la inversión extranjera directa, 1980-2011*  
(porcentajes)



Nota: las cifras con signo negativo indican desinversión. Otros: Agropecuarias y extractivas. Servicios: Comercio, servicios, electricidad, agua, construcción, transportes, comunicaciones, servicios financieros.

Fuente: Presidencia de la República, *Anexo Estadístico*, varios años.

<sup>19</sup> Un hecho destacable es que a partir de la apertura comercial y la firma de tratados de libre comercio, la inversión extranjera directa en lugar de concentrarse como se esperaba en los sectores comerciables como la agricultura y las manufacturas, con el fin de aprovechar las ventajas comparativas y la apertura de mercados externos para convertir al país en una plataforma exportadora, la IED ha perdido participación en estos sectores y se ha dirigido en forma creciente hacia sectores no comerciables como el comercio y los servicios.

De los resultados obtenidos se desprende que durante el periodo pos-reformas, el capital privado nacional fue el principal motor del crecimiento. Lo que nos lleva a plantearnos que el escaso crecimiento de la productividad del trabajo y, por tanto, del crecimiento económico registrado durante este periodo lo debemos buscar en el escaso dinamismo del sector privado nacional para invertir. Esto resulta irónico porque el objetivo de las reformas era precisamente liberar el potencial del sector privado.

Las consideraciones anteriores nos llevan a concluir que las expectativas iniciales de los hacedores de la política en México, acerca de que la apertura del país al comercio y a la IED por sí solas nos llevarían a aumentos generalizados de productividad y en el nivel de vida de los mexicanos, carecían de fundamento. Para corregir la falta de competitividad de la economía mexicana se requiere responder a una serie de preguntas: ¿por qué el sector privado no invierte lo suficiente?, ¿por falta de recursos o por falta de oportunidades de inversión? En este sentido Puyana y Romero (2010) consideran que la respuesta es lo segundo. Si este fuera el caso, ¿la falta de oportunidades de inversión se debe a las reformas iniciadas hace casi tres décadas? Y si esto fuera así, ¿convendría y se podrían reformar las reformas? También conviene preguntarse: ¿debe seguirse utilizando en el discurso político los montos recibidos de IED como el principal indicador del buen manejo de la economía o el indicador debería de ser la cantidad total de inversión que se está realizando? Esperamos con este trabajo contribuir al debate.

## CONCLUSIONES

En este trabajo se analizó el impacto de la inversión extranjera directa sobre la productividad para el periodo 1940-2011. Se planteó una función de producción que relaciona el producto agregado con el trabajo, y capital de tres tipos: privado nacional, extranjero y público. Se realizaron pruebas de estacionariedad a las variables y se obtuvo que todas son  $I(1)$ , lo que permitió hacer un análisis de cointegración, encontrándose más de un vector de cointegración. De la función de producción en niveles se obtuvo una relación en términos de tasas de crecimiento, y dado que las variables en



niveles están cointegradas se agregó un término de corrección de errores. Antes de intentar estimar la ecuación de la tasa de crecimiento de la productividad del trabajo para el periodo 1940-2011 se realizó una prueba de cambio estructural, la cual nos indicó la imposibilidad de realizar una estimación para todo el periodo, dado que encontramos un cambio estructural en 1979. Con estos resultados se estimaron dos modelos de corrección de errores, uno para el periodo 1940-1979 y otro para 1984-2011. En ambas estimaciones no se encuentra un proceso de mejoras en la utilización de factores o mejoras tecnológicas, en cambio se encuentra un efecto positivo del crecimiento del capital fijo extranjero (acumulación de IED), privado nacional y público sobre la productividad del trabajo, pero con muy diferentes valores relativos en cada periodo, lo que refleja la importancia de la estructura para determinar el impacto de la IED. En el primer periodo el crecimiento está liderado por la inversión pública, pero también se encuentra que el impacto de la inversión extranjera sobre la productividad del trabajo es ligeramente mayor que el de la privada nacional (lo que indica la posible presencia de externalidades, facilitadas posiblemente por factores estructurales tales como: requisito de contenido nacional, obligación de asociarse con inversionistas nacionales hasta en un 49%, compromisos de exportación, etc.). En el segundo periodo el crecimiento es liderado por la inversión privada nacional, complementado por el capital público; el capital extranjero juega un papel secundario. Sorprendentemente se registra un efecto muy reducido de la acumulación de inversión extranjera, lo que podría deberse al cambio estructural, mismo que permite que la propiedad de la empresa sea totalmente extranjera y que no haya capital nacional, el cual pudiera beneficiarse de esa asociación; también a que en el nuevo modelo no se requiere contenido nacional, lo que desestimula los posibles encadenamientos.

Los resultados anteriores sugieren que, bajo la actual estrategia, el motor de crecimiento es la inversión privada nacional. La IED debería ser considerada sólo como complementaria, pero no central para el proceso de crecimiento. En ausencia de un proceso de innovación como el que vivimos la única alternativa al crecimiento es la acumulación de factores, en este sentido la acumulación de capital privado nacional es la que genera

los mayores beneficios. La clave es encontrar la fórmula para que esta acumulación se acelere.

## REFERENCIAS

- Almon, C., 1999. *The Craft of Economic Modeling*. 4th ed. Needham Heights, MA.: Ginn Press.
- Adeniyi, O., Omisakin, O., Egwaikhide, F.O. y Oyinlola, A., 2012. Foreign Direct Investment, Economic Growth and Financial Sector Development in Small Open Developing Economies. *Economic Analysis & Policy*, 42(1), marzo.
- Andrews, D.W.K., 1993. Test for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. *Econometrica. Journal of the Econometric Society*, 61.
- Andrews, D.W.K. y Ploberger, W., 1994. Optimal Tests when a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative. *Econometrica. Journal of the Econometric Society*, 62.
- Arellano, M., y Bond, S., 1991. Some Test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58(194).
- Bergoeing, R., Kehoe, P., Kehoe, T. y Soto, R., (2002). A Decade Lost and Found: Mexico and Chile in the 1980s. *Review of Economic Dynamics*, 5, pp. 166-205.
- Blázquez, J. y Santiso, J., 2004. Mexico: Is it an ex-emerging market. *Journal of Latin American Studies*, 36, pp. 297-318.
- Borensztein, E., De Gregorio, J. y Lee, J-W., 1998. How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?. *Journal of International Economics*, 45, pp. 115-35.
- Bosworth, B. y Collins, S., 2003. The Empirics of Growth: An update. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2.
- Chakraborty, C. y Nunnenkamp, P., 2008. Economic Reforms, FDI and Economic Growth in India: A sector level analysis. *World Development*, 36.
- Coatsworth, J.H., 1990. *Los orígenes del atraso*. México: Alianza Editorial Mexicana.
- Comin, D., 2006. Total Factor Productivity. New York University and National Bureau of Economic Research (NBER). [PDF] Disponible en: <<http://www.people.hbs.edu/dcomin/def.pdf>>.
- Davies, R.B., 1977. Hypothesis Testing when a Nuisance Parameter is Present Under the Alternative. *Biometrika. A Journal for the Statistical Study of Biological Problems*, 64.

- Deardoff, A., 2001. Fragmentation Across Cones. En: *Fragmentation: new production patterns in the world economy*. Inglaterra: Oxford University.
- De Mello, L.R., 1997. Foreign Direct Investment in Developing Countries and Growth: A selective survey. *Journal of Development Studies*, 34(1), octubre, pp. 1-34.
- De Mello, L.R., 1999. Foreign Direct Investment-Led Growth: Evidence from time series and panel data. *Oxford Economic Papers*, 51.
- Faal, E., 2005. GDP Growth, Potential Output, and Output Gaps in Mexico. International Monetary Fund, IMF Working Paper no. WP/05/93.
- Ffrench-Davis, R. y Muñoz, O., 1992. Economic and Political Instability in Chile. En: Teitel, S. ed. *Towards a New Development Strategy for Latin America*. Washington, DC: Inter-American Development Bank.
- Geijer, K., 2008. *Foreign Direct Investment in Mexico: Possible Effects on the Economic Growth*. Master's Thesis. Department of Economics, Uppsala University.
- Hansen, B.E., 1991. Testing for Structural Change of Unknown Form in Models with Nonstationary Regressors. [mimeo] Nueva York: University of Rochester.
- Hawkins, D.L., 1987. A Test for Change Point in a Parametric Model Based on a Maximum Wald-Type Statistics. *Sankhya*, 49.
- Helpman, E. y Grossman, G.M. 1992. *Innovation and Growth in the Global Economy*. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology (MIT).
- Herzer, D., Klasen, S., Nowak, F. y Lehmann, D., 2008. In Search of FDI-led Growth in Developing Countries. *The Way Forward*, 25, pp. 793-810.
- Johansen, S. y Juselius, K., 1990. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52.
- Jordaan, J.A., 2005. *Determinants of FDI-induced externalities: New empirical evidence for Mexican manufacturing industries*. Londres: Department of Geography and Environment, London School of Economics.
- Khandare V.B. y Baber, S.N., 2012. Structure of Foreign Direct Investment in India During Globalization Period. *Indian Streams Research Journal*, 2(III), abril, pp. 1-4.
- Kim, J.-Y., 2000. Detection of Change in Persistence of a linear Time Series. *Journal of Econometrics*, 95.
- Kim, H.J. y Siegmund, D., 1989. The Likelihood Ratio Test for a Change Point in a Simple Linear Regression. *BiométriKa. A Journal for the Statistical Study of Biological Problems*, 76.

- Landmann, O., 2004. Employment, Productivity and Output Growth. International Labour Organization Employment Trends Unit, Employment Strategy Department, Employment Strategy Papers 2004-17.
- Liu, X., Burridge, P. y Sinclair, P.J.N., 2002. Relationships Between Economic Growth, Foreign Direct Investment and Trade: Evidence from China. *Applied Economics*, 34.
- Loría E. y de Jesús, L., 2007. Los acervos de capital de México. Una estimación, 1980.I-2004.IV. *El Trimestre Económico*, LXXIV(2)(294), abril-junio.
- Martin, R., 2002. Building the Capital Stock. [mimeo] Londres: Centre for Research into Business Activity (CERIBA).
- Mendoza Osorio, G., 2008. Foreign Direct Investment and Economic Growth in México: An empirical analysis. [ensayo] University Högskolan i Skövde/Institutionen för teknik och samhälle.
- Nunnenkamp, P., Alatorre-Bremont, J.E. y Waldkirch, A., 2007. FDI in Mexico: An empirical assessment of employment effects. Kiel Institute for the World Economy Duesternbrooker Weg 120 D-24105.
- Osterwald-Lenum, M., 1992. A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics: Four cases. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp. 461-472.
- Pampillón, R., 2009. Ventajas de la inversión extranjera directa (IED) para el país receptor. *Economy.blogs.ie.edu* Economy Weblog. [blog] 19 Julio. Disponible en: <<http://economy.blogs.ie.edu/archives/2009/07/ventajas-de-la-inversion-extranjera-directa-ied-para-el-pais-receptor.php>>.
- Puyana, A. y Romero, J., 2005. La maquila (fragmentación de los procesos productivos) y su impacto sobre las remuneraciones a los factores. *Revista Problemas del Desarrollo*, 36(141).
- Puyana A. y Romero, J., 2010. ¿De que sufre la economía mexicana? ¿Falta de recursos u oportunidades de inversión? *Economía Informa*, 363, marzo-junio, pp. 5-33.
- Ramírez, M.D., 2006. Does Foreign Direct Investment Enhance Labor Productivity Growth in Chile? A cointegration analysis. *Eastern Economic Journal*, 32(2), primavera.
- Rodrik, D., 1992. Closing the Productivity Gap: does Trade Liberalization Really Help? En: Helleiner, G.K. *Trade Policy and Development: new perspectives*, Nueva York: Clarendon.

- Rodrik, D., 1999. *The New Global Economy and Developing Countries: Making Openness Work*. Washington: Overseas Development Council.
- Romo-Murillo, D., 2005. *Inversión extranjera, derramas tecnológicas y desarrollo industrial en México*. México: Centro de Investigación y Docencia Económica (CIDE)/ Fondo de Cultura Económica (FCE).
- Soto, R.C., 2008. Editorial. Centro de Integración para la Industria Automotriz y Aeronáutica de Sonora, A.C. (CIAAS), Boletín no. 037, 27 de octubre. Disponible en: <<http://ciaas.wordpress.com/>>.
- Shiau, A., Kilpatrick, J. y Matthews, M., 2002. Seven Per Cent Growth for Mexico? A quantitative assessment of Mexico's investment requirements. *Journal of Policy Modeling*, 24(7-8), noviembre, pp. 781-798.
- Santaella, J., 1998. *Economic Growth in Mexico. Searching for clues to its slowdown*. [manuscrito] Inter-American Development Bank (IADB).
- Smarzynska, B.K., 2002. Does Foreign Investment Increase the Productivity of Domestic Firms. In search of spillovers through backward linkages. The World Bank, Policy Research, Working Paper no. 2923.
- Sargent, T.C. y Rodríguez, E.R., 2001. Labour or Total Factor Productivity: Do we need to choose? Economic Studies and Policy Analysis Division, Economic and Fiscal Policy Branch, Department of Finance Canada, Working Paper 2001-04.
- United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD), 2006. World Investment Report 2006. FDI from Developing and Transition Economies: Implications for development. Nueva York-Génova: Naciones Unidas.
- Waldkirch, A., 2008. The Effects of Foreign Direct Investment in Mexico since NAFTA". Munich Personal RePEc Archive (MPRA), Paper no. 7975. [en línea] Disponible en: <<http://mpra.ub.uni-muenchen.de/7975/>>.
- Young A., 1991. Learning by Doing and the Dynamic Effects of International Trade. NBER, Working Paper no. 3577.
- Zhang, K.H., 2001. Does Foreign Direct Investment Promote Economic Growth? Evidence from East Asia and Latin America. *Contemporary Economic Policy*, 19(2), abril, pp. 175-85.
- Zivot, E. y Andrews, D.W.K., 1992. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3).

**APÉNDICE<sup>20</sup>**

El método de inventarios perpetuos (MIP) considera una tasa de depreciación fija exógena, mientras que la inversión se acumula en periodos sucesivos.<sup>21</sup> De manera formal el MIP se expresa como:

$$KS_t = (1 + \delta)KS_{t-1} + I_t \quad [A1]$$

Ecuación en la cual  $KS_t$  es el stock de capital real;  $\delta$ , la depreciación, e  $I_t$ , la inversión.

Un problema que surge de la ecuación [A1] es obtener  $KS_{t-1}$ , esto es, encontrar un punto inicial desde el cual comenzar el conteo. La forma habitual de cálculo es asumir que  $KS_0 = 0$  (1940),  $KS_{1941} = I_{1941}$  para la segunda observación y sólo a partir de la observación 3 (1942) se empieza a acumular el capital, agregando la inversión.<sup>22</sup>

Según Shiau, Kilpatrick y Matthews (2002), asumir que  $KS$  es cero en la primera observación y que ésta aumenta rápidamente hasta estabilizarse al cabo de aproximadamente 10 observaciones representa una desventaja técnica, porque con esto la acumulación de inversión y el efecto de la depreciación comienza a sentirse hasta varias observaciones después. Por lo tanto Shiau, Kilpatrick y Matthews (2002) sugieren incorporar un factor de ajuste (MIPA) que mitigue este problema. Estos autores retoman la sugerencia de Almon (1999) al considerar un factor de ajuste para la serie, que definimos como  $Adj_t$ :

$$Adj_t = (1 - \delta)Adj_{t-1} + 1 \quad [A2]$$

<sup>20</sup> Esta sección está basada en Loría y de Jesús (2007).

<sup>21</sup> Véase Santaella (1998); Bergoeing, Kehoe, Kehoe y Soto (2002), Bosworth y Collins (2003), Blázquez y Santiso (2004) y Loría y de Jesús (2007).

<sup>22</sup> Algunos autores, para evitar que  $KS_0 = 0$  deciden recorrer una observación hacia atrás, es decir, si se requiere estimar  $KS$  para el periodo 1940-2011, se amplía el periodo a 1939-2011. Así 1939 = 0 y 1940 tomará el valor de la inversión real de esa observación por lo que la serie para el periodo 1940-2011 ya no partirá de cero.

Se asume que  $Adj_t = 1$  para la observación inicial, y ésta crece hasta alcanzar el valor de equilibrio de la tasa de depreciación promedio igual a  $1/\delta$ . A partir de este factor de ajuste, y de la estimación de  $KS$  mediante la ecuación [A1], se calcula una nueva serie ajustada de  $KS_t$  que denominaremos  $K_t$ :

$$K_t = \frac{KS_t / Adj_t}{\delta} \quad [A3]$$

donde  $K_t$  es el stock de capital real ajustado.

Con la expresión [A.3] se calculan los stocks de capital privado nacional  $K_p$ , extranjero  $K_f$  y público  $K_g$ .

Para determinar la tasa de depreciación no existe consenso; Shiau, Kilpatrick y Matthews (2002) asumen una tasa de depreciación de 12%; Blázquez y Santiso (2004) de 8%; Faal (2005) y Santaella (1998) de 10%, y Bergoeing, Kehoe, Kehoe y Soto (2002) de 5%. Para determinar las tasas de depreciación nos basamos en las cifras utilizadas para el cálculo de MIP realizado por la Office for National Statistics (ONS) del Reino Unido (Martin, 2002). Esta información aparece en el cuadro A1.

**CUADRO A1**  
***Tasas de depreciación de activos***

<i>Tipo de activo</i>	<i>Tasa de depreciación</i>
Maquinaria y equipo	0.06
Edificios y planta	0.02
Equipo de transporte	0.20
Promedio ponderado	0.11

Fuente: Office for National Statistics (ONS) del Reino Unido.

Con base en estos datos, adoptamos el valor de  $\delta = 0.11$  para nuestros cálculos del capital real privado nacional, extranjero y público.